Società italiana di economia pubblica

XV CONFERENZA

DIRITTI, REGOLE, MERCATO
Economia pubblica ed analisi economica del diritto

Pavia, Università, 3 - 4 ottobre 2003

DISTRIBUZIONE DEI REDDITI DICHIARATI: STIME E PREVISIONI DEL GETTITO IRPEF

ELENA GIARDA

PROMETEIA
Associazione per le Previsioni Econometriche

Società Italiana di Economia Pubblica

Dipartimento di Economia Pubblica e Territoriale – Università di Pavia

XV Conferenza SIEP - Pavia, Università, 3 - 4 ottobre 2003

pubblicazione internet realizzata con contributo della

COMPAGNIA di San Paolo

Distribuzione dei redditi dichiarati: stime e previsioni del gettito Irpef

Elena Giarda[1]

Versione provvisoria: settembre 2003

Abstract

Lo scopo del lavoro è quello di stimare il gettito Irpef, utilizzando una funzione continua di distribuzione del reddito basata sui redditi dichiarati dai contribuenti. Il passaggio al continuo è necessario per trasformare le classi di reddito dei dati pubblicati dal Ministero dell'Economia in classi corrispondenti agli scaglioni Irpef, per effettuare stime del reddito per scaglioni ed ottenere il gettito d'imposta di un anno base (il 1995) ed infine per fare previsioni del gettito futuro in presenza di variazioni della base imponibile e di modifiche della legislazione tributaria. I redditi dichiarati sono stati suddivisi in tre categorie di percettori (lavoratori dipendenti, pensionati ed altri) ed interpolati con la funzione di probabilità di Dagum, una funzione non lineare in cui ognuno dei quattro parametri ha un'interpretazione economica. La funzione interpolante mostra un buon adattamento ai dati osservati.

Ottenuto il reddito complessivo per scaglione sulla base della distribuzione stimata, vengono applicate le aliquote Irpef di competenza di ciascun anno per ottenere il gettito per scaglioni (e complessivo) dell'Irpef lorda. Il passaggio successivo consiste nella stima del costo fiscale delle detrazioni, utilizzando una procedura che consente di estrapolarne il valore almeno fino al 2002, tenendo conto dei mutamenti della legislazione occorsi nel periodo. L'Irpef netta così ottenuta può anch'essa essere proiettata ipotizzando l'invarianza della distribuzione e tenendo conto delle variazioni della base imponibile media e della legislazione tributaria.

I risultati delle stime del gettito lordo e netto per l'anno base sono in linea con i dati delle dichiarazioni dei redditi; le proiezioni dell'Irpef netta sugli anni successivi, confrontabili solo con i dati di contabilità nazionale, sono in linea con il tasso di crescita di questi ultimi.

---

[1] PROMETEIA, Via Marconi 43, 40122 Bologna. E-mail: elena.giarda@prometeia.it. Le appendici A, B e C, cui faccio riferimento nel testo, sono disponibili su richiesta. Ringrazio il Prof. Camilo Dagum per gli utili suggerimenti e per aver fornito il programma di stima EPID.

Introduzione

In tempi recenti, in relazione ad importanti cambiamenti nella legislazione tributaria, si sono sviluppate numerose analisi sulla misurazione degli effetti che tali interventi hanno avuto sul livello del gettito aggregato e per classi di reddito, con lo scopo di misurare i mutamenti nella distribuzione del reddito dopo le imposte. Di particolare rilievo sono gli effetti delle modifiche dell'imposta personale sui redditi a cui questo lavoro è principalmente diretto.

Gli studi nei quali vengono valutati gli effetti dei mutamenti dei parametri strutturali dell'Irpef (aliquote, scaglioni, detrazioni ecc.) si basano per la maggior parte su modelli di microsimulazione che utilizzano per l'Italia i dati dell'indagine campionaria della Banca d'Italia. Come è noto, questi dati contengono informazioni sul reddito individuale al netto delle imposte: per effettuare stime degli effetti delle variazioni dei parametri tributari è quindi necessario ricostruire i corrispondenti redditi lordi. Tale ricostruzione richiede di fare ipotesi esplicite sul grado di evasione fiscale per i singoli individui. In un recente lavoro di Gastaldi e Liberati (2000), l'analisi degli effetti delle variazioni della normativa tributaria in materia di Irpef nel periodo dal 1978 al 1998 è stata effettuata mantenendo la struttura della distribuzione dei redditi del 1995 e correggendo per l'inflazione i parametri strutturali del sistema tributario (scaglioni, detrazioni d'imposta, detrazioni per lavoro dipendente, detrazioni per lavoro autonomo, oneri deducibili e detraibili e altri parametri) in tutti gli anni su cui è stato effettuato il confronto.

Il presente lavoro segue una strada alternativa, già utilizzata in un precedente studio (Rimini, 1991), che si caratterizza per l'utilizzo dei dati ricavati dalle dichiarazioni dei redditi; tali dati sono disponibili, diversamente da quelli di Banca d'Italia, solo in forma aggregata per classi di reddito. Per il loro utilizzo si richiede dunque una metodologia che differisce in modo sostanziale dalla microsimulazione e che passa attraverso la stima di una funzione teorica e continua di distribuzione del reddito. La stima di questa funzione permette di calcolare il reddito complessivo incluso in classi di reddito definite da limiti diversi da quelli che caratterizzano i dati forniti dal Ministero dell'Economia. Per i nostri scopi è particolarmente importante il reddito incluso in classi corrispondenti agli scaglioni Irpef. Ciò consente, nell'ipotesi di invarianza della distribuzione di frequenze, di calcolare il reddito anche per gli scaglioni definiti dalla legislazione vigente negli anni successivi all'anno utilizzato per le stime. Questo approccio si rende necessario quando si voglia avere un modello di stima dell'Irpef dettagliato che possa essere inserito anche in un modello macroeconomico generale dell'economia.

Un altro dei temi che ha dato luogo a grandi discussioni in ambito di analisi di distribuzione del reddito è quello relativo all'evasione fiscale. Per esempio Marenzi

(1996) ha ipotizzato diversi indici di evasione per i diversi tipi di reddito. La stima dell'evasione fiscale è di importanza cruciale quando si voglia stimare il contributo della tassazione alla riduzione delle disuguaglianze nella distribuzione del reddito, dato che il grado di evasione è probabilmente più elevato per certi tipi di reddito e per i redditi più alti. Essa è, però, forse meno rilevante quando l'interesse dell'indagine sia, come in Gastaldi e Liberati (2000), il confronto tra gli effetti dei diversi parametri tributari, ovvero, come nel presente lavoro, la stima del gettito complessivo in presenza di diversi parametri tributari. In questo lavoro, al pari di quanto fatto in Gastaldi e Liberati, si è fatta l'ipotesi che il grado di evasione rimanga costante nel periodo tra l'anno nel quale sono effettuate le stime e gli anni a cui si estende la previsione.

L'occasione che ha dato il via a questo lavoro è stata l'esigenza di migliorare ed aggiornare le previsioni del gettito Irpef all'interno del modello macroconomico di Prometeia, che generava previsioni basate su una funzione di distribuzione dei redditi cosiddetta eclettica[2] proposta da Buratti (1984), stimata anch'essa sui dati delle dichiarazioni. Questo lavoro, invece, parte dalla stima della funzione continua di distribuzione dei redditi proposta da Dagum (1977), che si caratterizza per la sua capacità di interpolazione dei dati su tutti i livelli di reddito. L'utilizzo di tale funzione continua consente di rimediare al fatto che le statistiche in materia di Irpef siano disponibili solo raggruppate per classi di reddito (arbitrariamente scelte dal Ministero e non collegate con l'ampiezza degli scaglioni Irpef). Il fatto poi che queste statistiche si rendano disponibili solo dopo un significativo periodo di tempo, richiede di proiettare i dati della distribuzione del reddito di un anno iniziale sino agli anni su cui si estendono le stime del modello macro. La funzione di Dagum fornisce una procedura per proiettare in avanti la distribuzione sui più recenti livelli di reddito monetario, nell'ipotesi di invarianza della distribuzione stessa.

Il paragrafo 1 illustra in sintesi i dati rilevati dalle Dichiarazioni dei Redditi (DR) presentate nel 1996 sui redditi del 1995. Nel paragrafo 2 viene presentata e discussa la funzione di distribuzione teorica dei redditi di Dagum. Nei paragrafi 3 e 4 sono riportati i risultati delle stime dei parametri della funzione di distribuzione e viene effettuato il calcolo dell'Irpef lorda, utilizzando la distribuzione teorica dei redditi per scaglione. Nel paragrafo 5 viene illustrato il sistema delle detrazioni e la loro stima che consente di ottenere l'Irpef netta complessiva. Il paragrafo 6 discute le procedure per proiettare il gettito dell'Irpef al 2002. Seguono alcune conclusioni.

[2] La funzione è detta eclettica in quanto composta da tre parti distinte volte a stimare i diversi livelli di reddito: basso, medio e alto.

Par. 1. I dati utilizzati e alcune statistiche descrittive

Le statistiche più frequentemente utilizzate per l'analisi della distribuzione dei redditi sono quelle ricavate dai bilanci familiari di Banca d'Italia (abbreviata per semplicità a BDI); questi dati sono utilizzati, oltre che per studi connessi al comportamento del consumatore, anche per problemi ove la distribuzione dei redditi sia rilevante, quali l'analisi degli effetti di variazioni delle imposte personali. L'indagine di Banca d'Italia rileva, però, solo i redditi netti. Attraverso una stima delle imposte pagate, con ipotesi specifiche e necessariamente arbitrarie sul grado di evasione fiscale dei diversi percettori e classi di reddito, alcuni studiosi hanno ricostruito la distribuzione dei redditi lordi che viene poi utilizzata per le analisi.

Una fonte alternativa di informazioni sulla distribuzione dei redditi è costituita dalle elaborazioni fornite dal Ministero dell'Economia sulle dichiarazioni dei redditi delle persone fisiche, che forniscono dati sui redditi lordi dichiarati, le imposte dovute e i redditi netti dichiarati dai contribuenti. I dati DR sono, sotto certi aspetti, incompleti, ma hanno il vantaggio fondamentale della disponibilità dei redditi lordi dichiarati e perciò non rendono necessaria nessuna ipotesi sul livello di evasione. Quindi, si è ritenuto utile utilizzarli per lo scopo di costruire un modello di previsione di gettito Irpef in presenza di variazioni del reddito nazionale, della base imponibile e dei parametri tributari. L'anno utilizzato come base per le stime è costituito dai redditi dichiarati per il 1995 nelle dichiarazioni dei redditi presentate nel 1996. Si sono resi disponibili di recente i dati relativi al 1998 che saranno utilizzati in una versione successiva di questo lavoro.

I dati del Ministero dell'Economia forniscono la distribuzione del reddito per classi del totale dei contribuenti, i valori del reddito per fonte, dell'Irpef lorda, delle detrazioni e dell'Irpef netta. Forniscono, inoltre, la distribuzione per classi di reddito complessivo dei soggetti che hanno come entrate prevalenti reddito da lavoro dipendente e la distribuzione per classi di reddito complessivo dei soggetti che hanno come entrate prevalenti reddito da pensione. I primi sono denominati convenzionalmente "lavoratori dipendenti", i secondi "pensionati". Per differenza rispetto al totale è stata costruita la categoria degli "altri percettori". L'analisi viene fatta su queste tre categorie di percettori[3].

E' interessante mettere a confronto la distribuzione dei redditi lordi di Banca d'Italia con quelli risultanti dalle dichiarazioni dei redditi. La Figura 1 mostra i redditi lordi ricavati da BDI per il 1998[4] e i redditi DR per il 1995 e 1998. Nonostante l'analisi

[3] Si noti che i "lavoratori dipendenti" possono disporre di fonti di reddito diverse dal reddito da lavoro dipendente e lo stesso dicasi per i "pensionati".

[4] Ringrazio Massimo Baldini per aver fornito i dati.

di questo lavoro non si basi per il momento sui dati DR 1998, si è ritenuto opportuno inserirli nel grafico per avere un quadro più coerente. I redditi relativi al 1998 delle due fonti mostrano un andamento simile, anche se la distribuzione BDI appare più spostata verso destra per i redditi oltre la moda comune della classe 0-2,58 migliaia di euro. Infatti, la seconda moda appare più spostata a destra per i dati BDI (classe 15,49-18,08 migliaia di euro) che non per i dati DR (classe 12,91-15,49 migliaia di euro). Inoltre la distribuzione BDI presenta una riduzione di frequenze dopo la prima classe (caratteristica simile alla distribuzione DR 1995, anche se meno evidente). Per i redditi DR 1995 si osserva un andamento delle frequenze relative con tre mode in corrispondenza delle classi di reddito complessivo 0-2,58 migliaia di euro, 4,65-5,68 migliaia di euro ed infine 11,36-12,91 migliaia di euro. Informazioni ulteriori si ottengono considerando le distribuzioni di frequenza per tipologia di reddito, distinguendo tra redditi dei lavoratori dipendenti, dei pensionati e degli altri percettori. Dalla Figura 2, dove sono illustrate le frequenze relative alle suddette tre categorie di percettori, si osserva per i lavoratori dipendenti una moda in corrispondenza al valore del reddito medio da lavoro dipendente pari a circa 15.000 euro (precisamente 14.773), per i pensionati la moda appare circa in corrispondenza del livello della pensione integrata al minimo (che nel 1995 era pari a circa 8,58 milioni di lire annue, cioè 4.433 euro), infine per gli altri redditi si osserva una distribuzione decrescente a partire da valori di reddito prossimi allo zero.

Figura 1. Distribuzione redditi lordi DR 1995, e BDI e DR 1998

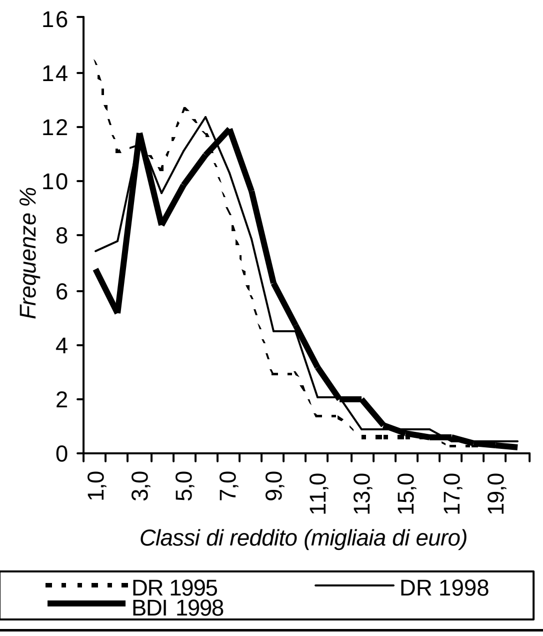


Figura 2. Distribuzione del reddito delle tre tipologie di percettori (DR, 1995)

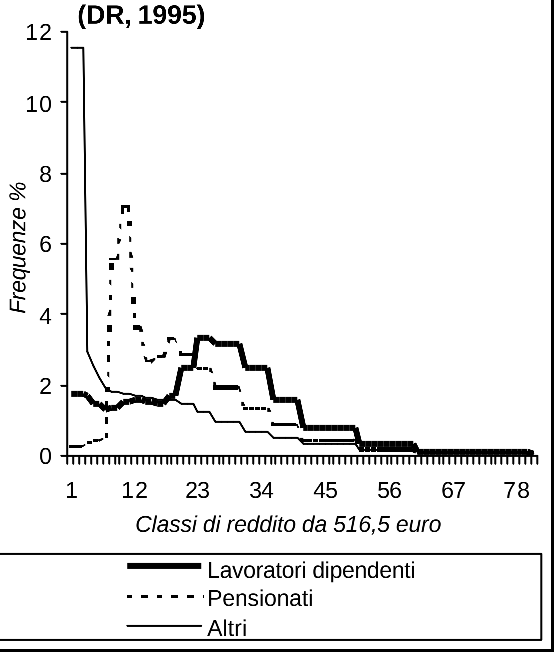


Tabella 1. Informazioni generali sui dati DR, 1995

	Totale	Lavoratori dipendenti	Pensionati	Altri
				in migliaia
Numero contribuenti	29.290	14.363	7.930	6.996
				miliardi di euro
Ammontare redditi	373,0	211,0	96,1	65,8
di cui:				
lavoro dipendente e pensione	278,5	200,1	78,4	0,0
redditi da fabbricati	16,3	3,0	6,7	6,6
altri redditi	78,2	8,0	11,1	59,2

La Tabella 1 presenta informazioni di tipo descrittivo sulla composizione aggregata dei redditi per tipologia di contribuente. Risulta il grande rilievo dei redditi da lavoro dipendente che assorbono il 56,6% del reddito totale dichiarato, contro il 25,8% delle pensioni ed il 17,6% degli altri redditi (redditi da fabbricati, lavoro autonomo, impresa ecc.).

Par. 2. La funzione teorica di distribuzione dei redditi

Nella letteratura sulla distribuzione dei redditi personali numerose sono le funzioni proposte, a partire dagli studi iniziali di Pareto, per la descrizione analitica della distribuzione di frequenze. La funzione di Pareto è comunemente considerata idonea per interpolare la distribuzione dei redditi più elevati, ma non adeguata ad interpolare correttamente la parte bassa della distribuzione. Questa sua caratteristica ha stimolato la ricerca di forme funzionali alternative, quali la funzione lognormale e la gamma che coprono in modo soddisfacente la parte centrale della distribuzione del reddito, ma che danno risultati inferiori per quanto riguarda la rappresentazione delle code: ciò diventa un limite soprattutto quando si vogliono fare studi sul grado di disuguaglianza dei redditi. Un'altra funzione spesso utilizzata per interpolare la distribuzione del reddito e che ha una maggiore bontà di adattamento delle precedenti è quella di Singh-Maddala (1976).

Le quattro funzioni di distribuzione dei redditi effettivi, che valgono per $x > 0$, sono presentate in Tabella 2, dove $f(x)$ indica la funzione di densità:

Tabella 2. Alcune funzioni di distribuzione del reddito		
Pareto	$f(x) = a x_0^a x^{-a-1}$	$x \geq x_0 > 0,\ a > 0$
Lognormale	$f(x) = \exp\left[-(\log x - m)^2 / (2s^2)\right] / (s\sqrt{2p}\,x)$	$m \in \Re,\ s > 0$
Gamma	$f(x) = l^a x^{l-1} \exp(-lx) / \Gamma(a)$	$l, a > 0$
Singh-Maddala	$f(x) = (aq/b)\left[1 + (x/b)^a\right]^{-(q+1)} (x/b)^{a-1}$	$a \geq 0, b \geq 0, q > 1/a$

Dagum (1977) ha formulato una funzione che è già stata applicata alla descrizione dell'intera distribuzione dei redditi effettivi. Essa si basa sulla constatazione che le distribuzioni effettive dei redditi presentano[5] un'elasticità della funzione di probabilità rispetto al reddito x che è esprimibile come funzione decrescente di $F(x)$, concava verso l'origine. Per questa elasticità Dagum ha ipotizzato la formulazione seguente:

$$e(F, x) = \frac{d \log F(x)}{d \log x} = b_1\left[1 - (F(x))^{b_2}\right] \qquad x > 0\ ;\ b_1, b_2 > 0 \qquad (1)$$

Da questa specificazione, integrata con l'introduzione del parametro *alfa* che consente di trattare i redditi negativi e nulli, deriva la funzione cumulata $F(x)$, in cui $b = 1/b_2$ e $d = b_1 b_2$:

$$F(x) = a + (1 - a)(1 + l x^{-d})^{-b} \qquad a < 1\ ;\ b, l, d > 0 \qquad F(x) \in [a; 1] \qquad (2)$$

Questa funzione è esprimibile analiticamente anche come funzione di densità con la seguente forma:

$$f(x) = (1 - a) b l d x^{-d-1} (1 + l x^{-d})^{-b-1} \qquad (3)$$

Ai parametri della funzione (2) è possibile attribuire significato economico. Si consideri innanzitutto il parametro *alfa*, che è sempre minore di uno: quando è compreso tra zero e uno, il suo valore indica la percentuale di redditi negativi o nulli all'interno della distribuzione; quando, invece, è inferiore allo zero, il suo valore implica che tutti i redditi siano positivi e che la distribuzione parta da un certo livello minimo di reddito[6] x_0. Nel caso in cui *alfa* sia uguale a zero, la $F(x)$ si riduce ad un modello a tre soli parametri della forma:

---

[5] Si veda Dagum (1980), pag. 344.

[6] Il valore del reddito minimo x_0 è ottenuto dalla soluzione dell'equazione $F(x) = 0$.

$$F(x) = (1 + \lambda x^{-\delta})^{-\beta} \qquad \beta, \lambda, \delta > 0 \qquad F(x) \in [0;1] \tag{4}$$

idonea a trattare il caso in cui siano presenti solo redditi positivi.

Dalle equazioni (2) e (4) si possono ricavare le espressioni analitiche del valore atteso, delle curve di Lorenz e dell'indice di Gini (si veda l'Appendice A). In particolare l'indice di disuguaglianza di Gini, che consente un'interpretazione economica dei parametri della funzione, nel caso $0 < \alpha < 1$, risulta[7]:

$$G = (2\alpha - 1) + (1 - \alpha)\frac{\Gamma(\beta)\Gamma(2\beta + 1/\delta)}{\Gamma(2\beta)\Gamma(\beta + 1/\delta)} \tag{5}$$

dove $\Gamma(.)$ è la funzione gamma.

L'indice di disuguaglianza *G* cresce al crescere di *alfa* e diminuisce all'aumentare di *beta* e *delta.* Sulla base di questi risultati, Dagum ha definito *alfa* come un "parametro di disuguaglianza", mentre *beta* e *delta* come "parametri di uguaglianza".

E' di particolare interesse rilevare come i parametri α, β e δ non siano influenzati da variazioni uniformi dei livelli di tutti i redditi. Essi sono dunque invarianti rispetto alla scala misurata dalla variazione del livello del reddito medio. Al contrario, *lambda* costituisce un parametro di scala: nel caso in cui il livello generale del reddito passi da x a kx (nell'ipotesi di invarianza della distribuzione), la funzione cumulata assumerà la forma:

$$F(x) = \alpha + (1 - \alpha)(1 + \lambda^* x^{-\delta})^{-\beta} \tag{6}$$

ove $\lambda^* = \lambda k^{-\delta}$ è l'unico parametro che subisce variazioni rispetto al valore iniziale. Tale proprietà del modello si dimostrerà molto utile in seguito quando si dovrà collegare la stima della distribuzione del reddito a variazioni della base imponibile.

La funzione di Dagum si presta ad adattarsi a distribuzioni di redditi molto diverse[8], in particolare a distribuzioni che presentano redditi negativi o nulli e a distribuzioni strettamente decrescenti (non modali). Ha dimostrato di poter fornire risultati soddisfacenti per livelli di reddito inferiori alla moda e di interpolare in modo adeguato anche le code della distribuzione (a differenza di quanto avviene per la distribuzione di Pareto e per la lognormale). Una breve illustrazione del significato dei parametri del modello verrà effettuata alla fine del paragrafo successivo, utilizzando i risultati delle stime.

---

[7] Per i casi $\alpha = 0$ e $\alpha < 0$, si veda l'Appendice A.

[8] Si veda Rimini (1991), pag. 189.

Par. 3. Le stime della distribuzione del reddito

Come già accennato in precedenza, i dati delle DR forniscono informazioni sui redditi per tipologia: per gli scopi di questo lavoro si individuano in particolare “redditi dei lavoratori dipendenti”, “redditi dei pensionati” e i “redditi degli altri percettori”.

Le stime dei parametri[9] della funzione cumulata del reddito *F*(*x*) sono state effettuate per i modelli a tre (equazione 3) e a quattro parametri (equazione 2) per le tre tipologie di percettori. I risultati completi delle stime sono riportati nella Tabella 3. Una prima indicazione su quale dei due modelli sia preferibile è data dal test di Kolmogorov-Smirnov[10] (K-S). Risulta che, per i lavoratori dipendenti e gli altri percettori, il modello a quattro parametri debba ritenersi preferibile a quello a tre. Infatti, per i lavoratori dipendenti si ha un K-S pari a 0,0324 per il modello a 4 parametri e pari a 0,0570 per il modello a 3 parametri; per gli altri percettori 0,0137 e 0,0326 rispettivamente[11]. L’applicazione del test F conferma (Tabella 3), per entrambe le categorie di contribuenti, una riduzione significativa della somma dei residui al quadrato, confermando la superiorità del modello a quattro parametri rispetto a quello a tre.

Le equazioni stimate per i lavoratori dipendenti e gli altri percettori (illustrate nelle figure 3 e 4) sono le seguenti[12]:

Lavoratori dipendenti: $F(x)_{DIP} = 0{,}0805 + (1 - 0{,}0805)(1 + 24412x^{-3{,}6872})^{-0{,}4652}$

Altri percettori: $F(x)_{ALTRI} = 0{,}27446 + (1 - 0{,}27446)(1 + 4543\,x^{-2{,}77916})^{-0{,}24951}$

---

[9] Essendo il modello di Dagum non lineare nella variabile esplicativa x e nei parametri, le stime dei parametri sono state effettuate seguendo un metodo iterativo che minimizza la somma del quadrato delle deviazioni tra i valori effettivi e quelli calcolati (Birta, 1976) ed utilizzando il programma EPID predisposto da Dagum e Chiu (1991).

[10] Il test sulla bontà di adattamento di Kolmogorov-Smirnov è utilizzato per valutare se un campione di dati deriva da una popolazione con una specifica distribuzione: sotto l’ipotesi nulla H_0 i dati seguono una specifica distribuzione (nel nostro caso la distribuzione dei redditi di Dagum), mentre sotto l’ipotesi alternativa H_1 i dati non seguono quella distribuzione. Il test statistico K-S è definito come: $D = \max_{1 \le i \le N} \left| \hat{F}(x_i) - F_N(x_i) \right|$ dove $\hat{F}(x_i)$ è la funzione cumulata stimata e $F_N(x_i)$ quella osservata; in altre parole è la distanza massima in valore assoluto tra la funzione cumulata stimata e quella osservata.

[11] Il caso dei pensionati è trattato più avanti.

[12] Le stime dei parametri non sono facilmente confrontabili con quelli ottenuti da Rimini (1991), in quanto l’autrice ha effettuato stime su distribuzioni troncate, provvedendo a riproporzionare le frequenze relative e procedendo successivamente alla loro riaggregazione.

Figura 3. Lavoratori dipendenti: frequenze cumulate osservate e stimate, 1995

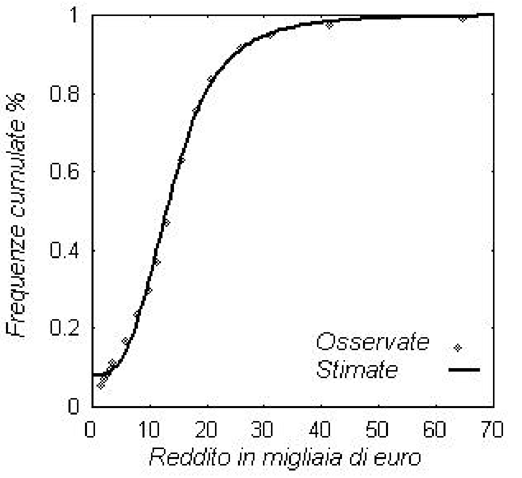
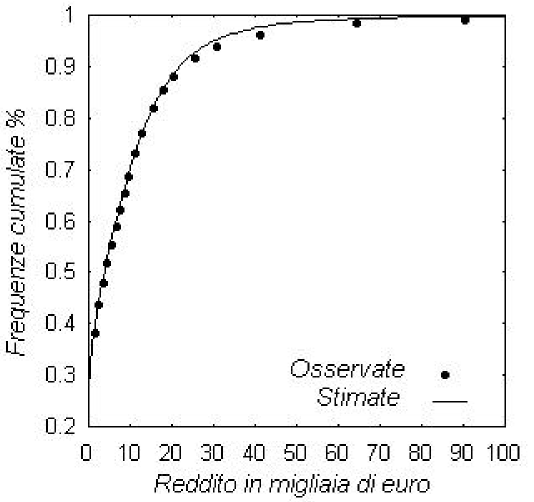


Figura 4. Altri percettori: frequenze cumulate osservate e stimate, 1995



Si osservi che, come indicato nei presupposti teorici del modello, per i lavoratori dipendenti *beta* è compreso tra zero ed uno, *alfa* è minore di uno, *lambda* e *delta* maggiori di zero[13].

Il parametro *alfa* è maggiore per la categoria "altri percettori", indicando per questi una disuguaglianza più marcata (il 27,4% dei contribuenti ha redditi prossimi allo zero) rispetto a quella dei lavoratori dipendenti (l'8,0% dei percettori ha redditi prossimi allo zero). Per la prima delle due categorie un alto valore di *alfa* è imputabile al fatto che i redditi di fonte diversa dal lavoro dipendente possono essere effettivamente nulli o negativi a causa di perdite finanziarie, oltre ad essere una categoria di reddito caratterizzata da un elevato grado di evasione fiscale. E', invece, più difficilmente giustificabile, da un punto di vista economico, per i lavoratori dipendenti: infatti, per definizione, i lavoratori dipendenti non possono avere redditi negativi o nulli quando la loro unica fonte di reddito è quella del lavoro dipendente. Tale anomalia potrebbe, però, essere imputabile ai dati che, includendo anche redditi molto bassi di contribuenti che hanno percepito uno stipendio solo per una frazione d'anno, fanno abbassare la media annua e concentrare una frazione di redditi nella prossimità dello zero[14]. *Beta* e *delta* presentano valori più elevati per i lavoratori dipendenti, indicando che per questi il grado di disuguaglianza è minore che non per gli altri percettori. Il loro prodotto è maggiore di uno nel primo caso, indicando che la distribuzione è unimodale, e minore dell'unità per il secondo, come previsto per le distribuzioni non-modali.

---

[13] Dagum (1980), pagg. 345-6.

[14] Per migliorare la qualità delle stime, sarebbe opportuno suddividere la distribuzione dei lavoratori dipendenti in due sottocategorie (ad esempio, una per redditi fino a 10.000 euro, l'altra per redditi superiori) e stimare separatamente i due gruppi.

Tabella 3. Stime del modello di Dagum

	Lavorat. dipendenti		Pensionati			Altri percettori	
	3 par.	*4 par.*	*3 par.*	*4 par.*	*3 par. (alfa < 0)*	*3 par.*	*4 par.*
Alfa	0	0,0805	0	-0,4925	0	0	0,2745
Beta	0,4652	0,7455	0,6521	0,2761	0,2930	0,1396	0,2495
Lambda	24407,6	24412,3	1325,8	1311,9	1311,9	4518,9	4543,0
Delta	3,4812	3,6872	2,9333	2,7065	2,7542	2,6132	2,7792
Xo (migliaia di euro)					*3,24*		
Media (§)	- 1,7%	+ 2,2%	+ 4,8%	+ 2,7%	+ 2,7%	+ 2.3%	+ 9.5%
Mediana (§)	+ 4,4%	+ 2,1%	+ 0,5%	+ 2,0%	+ 2,0%	+ 2.4%	- 0.2%
RSS (c) (*)	0,0199	0,0050	0,0111	0,0035	0,0028	0,0032	0,0008
RSS (d) (**)	0,0081	0,0044	0,0144	0,0032	0,0037	0,0021	0,0003
K-S (°)	0,0570	0,0324	0,0782	0,0333	0,0273	0,0326	0,0137
Valore critico 5%		*0,0301*			*0,0309*		*0,0294*
Valore critico 1%		*0,0363*					
F test		11,77			37,59		102,11
Valore critico 5%		*4,60*			*4,67*		*4,54*
Gradi di libertà		*(1, 14)*			*(1, 13)*		*(1, 15)*
Indice Gini	0,362	0,350	0,379	0,514	0,373 0,293	0,668	0,665

(§) Indicano le differenze percentuali tra il valore osservato e quello stimato.
(*) RSS(c) = somma dei residui al quadrato della funzione cumulata.
(**) RSS(d) = somma dei residui al quadrato della funzione di densità.
(°) Test di Kolmogorov-Smirnov.

Gli indici di Gini (Tabella 3) mostrano un grado di disuguaglianza decisamente maggiore per la distribuzione degli altri redditieri (66,5%) rispetto al 35,0% dei lavoratori dipendenti. Per questi ultimi si osserva, inoltre, che il valore stimato del reddito medio risulta inferiore del 2,2% del reddito medio osservato, mentre per la mediana la differenza è del 2,1%; per gli altri percettori il valore del reddito medio è sottostimato del 9,5% rispetto a quello osservato, mentre il reddito mediano stimato è sostanzialmente coincidente con quello effettivo (-0,2%).

Discorso a parte meritano i pensionati, in quanto il modello che meglio interpola i dati è quello a quattro parametri con *alfa* negativo[15]. Il K-S del modello a tre parametri (Tabella 3) è pari a 0,0782, mentre quello del modello a quattro risulta di 0,0333.

[15] Alfa negativo implica che la funzione cumulata $F(x)$ parta da un valore negativo pari ad *alfa* e intersechi l'asse delle ascisse in corrispondenza di x_0, soluzione di $F(x) = 0$. Dato che una funzione di probabilità deve essere positiva e convergere ad uno, si deve "eliminare" la parte negativa della cumulata. Quindi, una volta ottenute le stime per *alfa* minore di zero, è necessario ristimare il modello traslando l'ordinata, cioè $F(x)$, in modo tale che il nuovo origine abbia coordinate $(x_0, 0)$.

L'esistenza del valore minimo x_0 da cui parte la distribuzione è giustificabile, anche economicamente, dall'esistenza dell'istituto della pensione minima, in base al quale i redditi annuali dei pensionati non possono essere inferiori alla pensione minima. Il valore di x_0 è risultato di 3,24 migliaia di euro, da confrontarsi con il valore effettivo della pensione minima del 1995 pari a 4,43 migliaia di euro. La discrepanza è spiegabile dal fatto che nei dati DR entrano anche i redditi percepiti solo su una frazione d'anno, che abbassano la media effettiva. Le due espressioni che seguono presentano le equazioni stimate con *alfa* negativo, la (7) senza traslazione, mentre la (8) con la traslazione delle ascisse pari al reddito minimo x_0:

Pensionati: $$F(x)_{PEN} = -0{,}4925 + (1 - 0{,}4925)(1 + 1312\, x^{-2{,}7065})^{-0{,}2761} \tag{7}$$

Modello con $a < 0$, traslato di $x_0 = 3{,}24$ migliaia di euro:

$$F(x)_{PEN} = [1 + 1312(x - 3{,}24)^{-2{,}7542}]^{-0{,}2930} \tag{8}$$

La Figura 5 illustra la funzione cumulata corrispondente all'equazione (7): si nota come essa parta da un valore negativo pari ad *alfa* (-0,49); la Figura 6 illustra, invece, il modello riscalato dell'equazione (8) in cui *alfa* è uguale zero e dove il nuovo origine è in corrispondenza delle coordinate (3,24; 0). Il test K-S del modello traslato fornisce un valore pari a 0,0273, contro lo 0,0782 del modello a tre parametri, indicando una prevalenza del primo sul secondo (confermata anche dal test F). Il parametro *beta* è inferiore all'unità, come anche il prodotto *beta* per *delta* (0,81) indicando una distribuzione non modale. Il modello sottostima leggermente sia la media (2,7%) che la mediana (2,0%). L'indice di Gini (0,373) in Tabella 3 del modello ristimato (8) è una sovrastima del "vero" indice di Gini della distribuzione: esso, infatti, è stato ottenuto dopo aver effettuato una traslazione assoluta della variabile x pari ad x_0. La stima dell'indice di Gini della distribuzione originale è pari a 0,293, ottenuto attraverso la formula presentata in Appendice A.

3.1. Valutazioni sulla bontà di adattamento

E' opportuno ora fare qualche considerazione sulla bontà di adattamento del modello di Dagum ai dati utilizzati. Confrontando i valori critici della statistica K-S (riportati in Tabella 3), si può ritenere che l'adattamento del modello ai dati sia soddisfacente. Infatti per la distribuzione dei pensionati e degli altri percettori, al livello di significatività del 5%, non si rifiuta l'ipotesi nulla che il modello prescelto ben si adatti ai dati. Per il lavoratori dipendenti, invece, il test è significativo solo all'1%

(confermando la perplessità esposta in precedenza sulle stime ottenute –un *alfa* positivo di 0,08- e facendo riflettere se sia opportuno o meno effettuare stime su due sottocategorie di lavoratori dipendenti, suddivisi in base al reddito).

Figura 5. Pensionati: frequenze cumulate osservate e stimate, 1995 *(caso a: alfa < 0)*

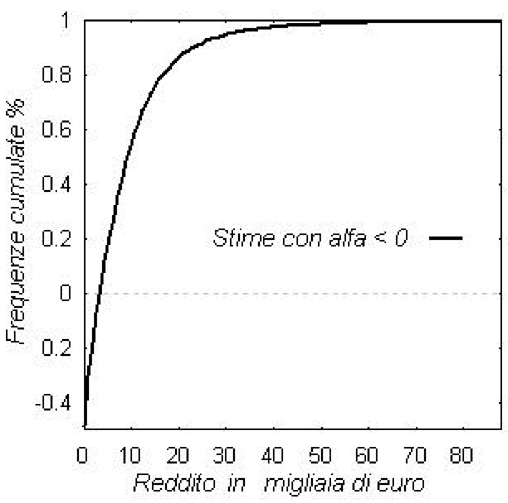
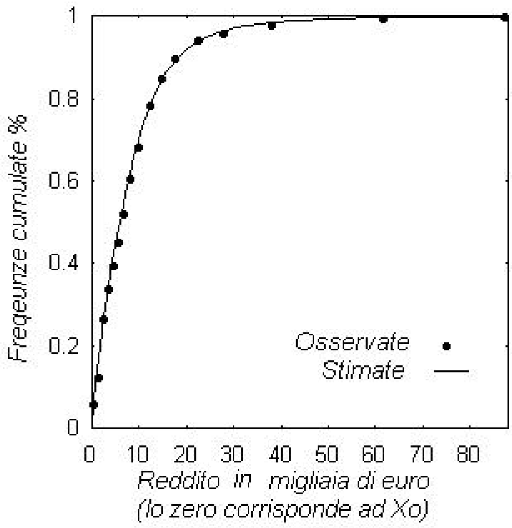


Figura 6. Pensionati: frequenze cumulate osservate e stimate, 1995 (caso b: *modello riscalato di Xo*)



E' possibile farsi un'idea della bontà dell'adattamento utilizzando anche le indicazioni che derivano dall'analisi grafica, per la quale si faccia riferimento alle figure 3, 4 e 6: esse illustrano le frequenze cumulate delle tre tipologie di contribuenti, osservate e stimate, per classi di reddito. Per i lavoratori dipendenti si osserva una sovrastima delle classi più basse di reddito e di quelle più alte; per gli altri percettori una sovrastima nella parte alta della distribuzione; infine, per i pensionati una leggera sovrastima delle classi di reddito più alte. Nel complesso, comunque, anche l'analisi grafica conferma il buon adattamento delle stime ai dati.

Par. 4. Stima dell'Irpef lorda

Sulla base della distribuzione del reddito stimata nel precedente paragrafo e tenendo conto degli oneri deducibili, si procede ora alla stima del reddito imponibile per scaglione per ciascuna delle tre categorie di contribuenti.

Le funzioni di probabilità e di densità di Dagum sono funzioni continue e dovrebbe perciò essere possibile stimare l'entità del reddito incluso entro gli scaglioni Irpef, ad esempio calcolando il valore medio del reddito per scaglione e moltiplicandolo per il numero di percettori di reddito del relativo scaglione. Purtroppo però l'integrale che definisce il valore medio per classi non è facilmente risolvibile in via analitica e richiede di ricorrere a soluzioni indirette. Una di tali soluzioni, suggerita da Dagum stesso, è quella di passare attraverso l'espressione della curva di Lorenz che si può determinare, in via analitica, partendo dalla funzione cumulata di distribuzione. Come è ben noto, la curva di Lorenz stabilisce una relazione tra le quote cumulate di reddito (asse delle ordinate) e le quote della popolazione (asse delle ascisse) ordinate secondo il reddito, mostrando quanto del reddito complessivo venga percepito dalle diverse quote di popolazione. Scelto quindi un livello di reddito (per esempio il limite inferiore di uno scaglione), la funzione cumulata $F(x)$ determina la frazione (percentuale del totale) dei contribuenti con reddito inferiore o uguale a tale limite; l'espressione analitica della curva di Lorenz associa a tale frazione di popolazione la corrispondente frazione del reddito complessivo. In altre parole, la curva di Lorenz tradizionale può essere trasformata in una relazione tra il livello di reddito x e la quota di reddito complessivo percepita dai soggetti con reddito inferiore o uguale ad x.

Prendendo la differenza tra le ordinate della curva di Lorenz trasformata corrispondenti a due diversi valori di x e moltiplicando tale differenza per il reddito totale si ottiene l'ammontare di reddito per classe. In termini analitici, l'ammontare di reddito R_{01} dei contribuenti che percepiscono un reddito compreso tra x_0 e x_1 è dato da:

$$R_{01} = R_{TOT}\,[L(F(x_1)) - L(F(x_0))] \tag{9}$$

dove R_{TOT} è il reddito totale della distribuzione e $L[F(x_0)]$ e $L[F(x_1)]$ sono le ordinate della curva di Lorenz[16] valutate rispettivamente ai livelli di reddito x_0 e x_1.

I valori osservati e stimati delle percentuali di reddito per classi corrispondenti agli scaglioni Irpef del 1995 per le tre categorie di percettori mostrano (si veda Tabella 4) un buon adattamento delle stime ai valori osservati. Si osserva tuttavia, per il lavoratori dipendenti, una sottostima per i primi due scaglioni ed una sovrastima per i rimanenti scaglioni; per i pensionati, lo scaglione con il maggiore scarto percentuale tra valori osservati e stimati è il primo; ed infine per gli altri percettori si nota una sottostima dei primi tre scaglioni ed una sovrastima per i successivi tre.

[16] L'espressione analitica delle curve di Lorenz contiene le funzioni statistiche di Eulero *beta* e *beta incompleta* illustrate in Appendice A.

Tabella 4. Percentuali cumulate di reddito per scaglioni, 1995							
	Lav. dipendenti		Pensionati		Altri		
Scaglioni Irpef (€)	*Osservate*	*Stimate*	*Osservate*	*Stimate*	*Osservate*	*Stimate*
3,7 - 3,7	1,31	0,34	0,45	1,48	4,21	3,25
3,7 - 7,4	6,03	4,39	17,27	16,71	12,41	10,91
7,4 - 15,5	38,90	39,17	52,26	52,92	35,09	34,50
15,5 - 31,0	82,12	85,18	81,01	82,89	60,45	68,91
31,0 - 77,5	95,93	98,72	94,59	96,57	84,69	93,42
77,5 - 154,9	98,73	99,83	98,24	99,04	93,43	98,47
> 154,11	100	100	100	100	100	100

4.1. Le aliquote Irpef e Irpef lorda

I dati utilizzati nel precedente paragrafo per la stima dei redditi sono dati di reddito complessivo. Per il computo dell'Irpef è necessario passare dal reddito complessivo a quello imponibile, la differenza essendo costituita dagli oneri deducibili. Sulla base dei dati del Ministero delle Finanze gli oneri deducibili complessivi ammontano a 12,5 miliardi di euro ripartiti sui lavoratori dipendenti per 0,8 miliardi, sui pensionati per 1,7 e sugli altri percettori per 9,9 (si veda la Tabella 5). In percentuale rispetto al totale dei redditi di categoria, si ha un'incidenza molto modesta per i lavoratori dipendenti (0,4%) e per i pensionati (2,2%), mentre si ha un'incidenza più significativa per gli altri percettori (10,5%). Per quanto riguarda la loro origine la parte più rilevante di tali deduzioni è costituita dai contributi previdenziali e assistenziali obbligatori. Il reddito imponibile è stato quindi calcolato applicando le percentuali di oneri deducibili sopra indicate al reddito complessivo di ciascuna classe delle tre categorie di reddito.

Tabella 5. Oneri deducibili, 1995				
	Reddito	Deduz.	Contr.obbligatori	Deduzioni / Reddito
			miliardi di euro	
Lavoratori dip.	200,1	0,8	0,7	0,4%
Pensionati	78,4	1,7	1,6	2,2%
Altri	94,5	9,9	9,8	10,5%
TOTALE	373,0	12,5	12,1	3,3%

Applicando le aliquote di legge vigenti nel 1995 (Tabella 6) ai dati del reddito imponibile stimato si ottiene la stima dell'Irpef lorda, tenendo conto che le aliquote definiscono una progressività per scaglioni.

Tabella 6. Scaglioni di reddito e aliquote Irpef, 1995, 1998 e 2002

1995		1998		2002	
Scaglioni di reddito (€)	Aliquote %	Scaglioni di reddito (€)	Aliquote %	Scaglioni di reddito (€)	Aliquote %
0 - 3.718	10,0	0 - 7.747	18,9	10.329 - 10.329	18,9
3.718 - 7.437	22,0	7.747 - 15.494	24,9	10.329 - 15.494	24,9
7.437 - 15.494	27,0	15.494 - 30.987	32,9	15.494 - 30.987	32,9
15.494 - 30.987	34,0	30.987 - 69.722	39,9	30.987 - 69.722	39,9
30.987 - 77.469	41,0	oltre 69.722	45,9	oltre 69.722	45,9
77.469 - 154.937	46,0				
oltre 154.937	51,0				

Tabella 7. Irpef lorda effettiva e stimata, 1995

	DR	Stima	Errore %
	miliardi di euro		
Lavor. dipendenti	50,7	54,3	7,1%
Pensionati	21,5	22,7	5,4%
Altri	15,3	15,1	-1,0%
Irpef lorda totale	**87,5**	**92,1**	**5,3%**

Le stime sono sintetizzate nella Tabella 7: a fronte di un'Irpef effettiva pari a 87,5 miliardi di euro, la stima risulta pari a 92,1 miliardi di euro (con un errore percentuale rispetto al valore effettivo del 5,3%). Risulta superiore a quella effettiva l'Irpef dei lavoratori dipendenti e dei pensionati, rispettivamente del 7,1% e del 5,4%, mentre è sottostimata solo dell'1% l'Irpef degli altri percettori. La sovrastima dell'Irpef dei lavoratori dipendenti e dei pensionati potrebbe essere legata alla sovrastima dei redditi negli scaglioni più alti (si veda la Tabella 4).

Par. 5. Stima delle detrazioni[17]

Il passaggio dall'Irpef lorda all'Irpef netta richiede di affrontare il complesso calcolo delle detrazioni. Il primo passo è quello di ricostruire l'importo complessivo delle detrazioni per il 1995 utilizzando:

a) le informazioni sul loro numero ripartito per tipologie fornite dai tabulati delle *Analisi delle dichiarazioni*;
b) i dati legislativi su importi e caratteristiche delle detrazioni ammesse.

Il passo successivo è quello di proiettare per gli anni dal 1996 al 2002 i numeri

[17] In questo paragrafo, diversamente da quanto si è fatto finora, le stime delle varie categorie di detrazioni sono state effettuate per tutti gli anni dal 1995 al 2002.

delle detrazioni applicando ad esse caratteristiche e importi delle diverse tipologie in vigore per ciascun anno. Le detrazioni si dividono nelle seguenti sotto-tipologie:

(1) per spese di produzione del reddito di lavoro, dipendente e autonomo;

(2) per carichi di famiglia (coniuge, figli e altri familiari a carico);

(3) oneri personali.

Il numero delle detrazioni per tipologia e per classi di reddito[18] nel 1995 sono riportate nella Tabella 8. Si osserva il forte peso delle detrazioni dei lavoratori dipendenti e pensionati che totalizzano 21,9 milioni di detrazioni. In Tabella 9 sono riportati gli importi effettivi delle detrazioni, suddivisi per tipologia, per il 1995 e 1998.

Tabella 8. Il numero delle detrazioni per tipologia nelle DR 1995 (migliaia)

Classi di reddito (*)	Produzione del reddito da lavoro		Carichi di famiglia		
(euro)	Dipendente	Autonomo	Coniuge	Figli	Altri fam.
0 - 10.329	8.739,6	417,2	1.818,7	2.740,8	437,2
10.329 - 15.494	6.217,3	7,8	1.537,6	2.570,3	270,5
15.494 - 30.987	5.886,8	7,9	1.752,9	3.315,8	325,5
30.987 - 69.722	911,8	3,6	319,1	696,7	57,6
> 69.722	146,8	1,1	58,3	131,6	12,3
Totale	**21.902,3**	**437,6**	**5.486,7**	**9.455,2**	**1.103,0**

(*) Per i fini della previsione, le detrazioni sono state classificate secondo gli scaglioni Irpef del 2002.

E' da rilevare che, a partire dal 1995, le diverse tipologie di detrazioni e gli oneri detraibili hanno subito numerosi cambiamenti. Ciò si è verificato anche in relazione al fatto che il legislatore ha ritenuto di utilizzare, con modalità diverse da quelle previste dalla Legge n. 154 del 27 aprile 1989, le perdite di gettito che si sarebbero realizzate per effetto della cosiddetta *restituzione del fiscal drag*[19] (in particolare, per fini distributivi, gli interventi diretti alla restituzione del fiscal drag si sono concentrati soprattutto sull'aumento delle detrazioni[20]). Per tutti gli anni successivi al 1995 le informazioni

[18] Per semplicità, si è preso come riferimento, per tutti i calcoli delle detrazioni, la struttura degli scaglioni Irpef per il 2002.

[19] La legge 27 aprile 1989, n.154 prevedeva di immunizzare l'aliquota media di prelievo dagli aumenti che essa avrebbe avuto in seguito al solo aumento dei redditi monetari a causa della dinamica inflazionistica. Questo meccanismo automatico fu in vigore negli anni 1990 e 1991. In seguito il legislatore ha preferito seguire periodiche revisioni delle aliquote degli scaglioni di reddito e dell'ammontare delle detrazioni.

[20] Nel 1990 e 1991 le variazioni nelle detrazioni e negli scaglioni hanno compensato il *fiscal drag*, portando quasi a zero la variazione dell'aliquota media; nel 1992 si ha un aumento dell'aliquota media dovuto all'aumento delle aliquote; negli anni 1993-1997 e 1999 non sono stati presi provvedimenti

sull'evoluzione legislativa delle caratteristiche e importi delle diverse tipologie di detrazioni sono riportate nelle tavole dell'Appendice B.

Tabella 9. L'importo delle detrazioni per tipologia DR 1995 e 1998

	1995	1998 (*)
		milioni di euro
Lavoro dipendente	8.665	11.768
Lavoro autonomo	45	345
Coniuge	2.243	2.701
Figli e altri familiari	1.145	2.043
Oneri detraibili	3.560	3.425
TOTALE	**15.658**	**20.283**

(*) Per il 1998 i dati delle dichiarazioni forniscono l'aggregato "figli e altri familiari a carico" e non più le due sotto-categorie separate.

Il principio generale per la stima dell'importo delle detrazioni per spese di produzione del reddito e per carichi di famiglia[21] in un dato anno (DET_{TOT}) consiste nel moltiplicare il numero di detrazioni presenti nel 1995 per scaglione ($NDET_i^{95}$) per una "detrazione media" $DETM_i$ computata come media aritmetica semplice delle detrazioni all'interno della classe di reddito. Si ha quindi:

$$DET_{TOT} = \sum_i DETM_i * NDET_i^{\,95} \qquad i = \text{classi di reddito} \qquad (10)$$

L'invarianza nel numero delle detrazioni per gli anni successivi al 1995 rappresenta un'ipotesi forte, giustificata dal carattere sperimentale dell'impostazione di questo lavoro. Si è comunque tenuto conto di tutte le modifiche legislative intervenute anno per anno, quali le condizioni di accesso, gli importi spettanti, ecc.

Per quanto riguarda gli oneri personali, essi sono stati stimati proiettandoli in linea con la crescita del Pil ed applicandovi le aliquote di detrazione previste dalla legge per i diversi anni.

Il dettaglio delle procedure utilizzate per le diverse tipologie di detrazioni è presentato nei paragrafi che seguono (dal 5.1 al 5.3).

5.1. Detrazioni per spese di produzione del reddito

Le detrazioni per spese di produzione del reddito trovano la loro giustificazione sia nel principio che la tassazione deve riguardare i redditi netti, sia nel principio della

---

discrezionali sulle aliquote; nel 1998 sono state aumentate le aliquote; nel 2000 e 2001 le aliquote sono state ridotte, determinando una riduzione del carico fiscale superiore a quello che si sarebbe ottenuto con la compensazione del *fiscal drag*. In quasi tutti gli anni, quindi, tranne il 1990 e 1991, sono state prese decisioni in contrasto con quanto era previsto dalla legge n. 154/1989 (si veda in proposito Bosi-Guerra, 2003, pag. 118).

[21] Ad eccezione dei figli a carico per i quali si è seguita una diversa procedura descritta più avanti nel testo.

discriminazione qualitativa all'interno dell'imposta personale. Per i lavoratori dipendenti, esse, come illustrato nella Tavola B1, hanno andamento decrescente al crescere del reddito. Nel 1995, per i redditi fino a 7.747 euro, la detrazione era pari a 532 euro e si riduceva a 405 euro per redditi superiori a 7.902 euro. Nel 2002, la legislazione è cambiata introducendo un numero maggiore di scaglioni di reddito: si va da una detrazione di 1.147 euro per redditi sino a 6.197 euro, per arrivare alla cifra quasi simbolica di 52 euro per i redditi oltre i 51.646 euro.

Tabella 10. Detrazioni per tipologia: valori stimati dal 1995 al 2002

	1995	**1996**	**1997**	**1998**	**1999**	**2000**	**2001**	**2002**
								milioni di euro
Lavoro dipendente	9.445	9.445	9.661	12.484	12.484	13.442	13.442	13.442
Lavoro autonomo	25	25	25	98	98	98	135	135
Coniuge	2.317	2.869	2.869	2.869	2.869	2.869	2.869	2.869
Figli	1.088	1.088	1.123	1.862	1.862	2.223	2.437	2.576
Altri familiari	74	74	74	191	191	232	314	334
Oneri detraibili	3.560	3.789	3.958	4.139	3.691	3.886	4.064	4.192
TOTALE	**16.509**	**17.290**	**17.710**	**21.643**	**21.195**	**22.751**	**23.261**	**23.547**

Una volta determinato il numero delle detrazioni spettanti ai contribuenti nel 1995, è stato possibile calcolare, sulla base dell'equazione (10), il valore complessivo delle detrazioni per spese di produzione del reddito di lavoro dipendente spettanti sui redditi 1995 (Tabella 10). Confrontando il dato stimato e quello effettivo reso disponibile dalle DR (Tabella 11), si rileva un'approssimazione con uno scarto del 9%[22].

Tabella 11. L'importo delle detrazioni: differenze tra stime e DR

	1995	**1998**
		Errore percentuale
Lavoro dipendente	*9,0%*	*6,1%*
Lavoro autonomo	*-44,4%*	*-71,6%*
Coniuge	*3,3%*	*6,2%*
Figli e altri familiari	*-1,4%*	*-0,5%*
Oneri detraibili	*0,0%*	*4,4%*
TOTALE	***5,4%***	***3,9%***

[22] La proiezione al 1998 mostra un errore, rispetto al valore effettivo, pari al 6%. Questa sovrastima è parzialmente imputabile al fenomeno delle detrazioni incapienti. Nella prima classe di reddito le Tabelle 3.6 e 3.6P delle *Analisi delle dichiarazioni* indicano in più di 1,4 milioni di contribuenti il numero dei soggetti totalmente o parzialmente incapienti, la cui imposta lorda è inferiore all'importo della detrazione. In via di principio sarebbe possibile stimare l'importo delle detrazioni non utilizzate dai soggetti a basso reddito. Tale stima è, però, rinviata ad una fase successiva del lavoro.

Per i redditi di lavoro autonomo (Tavola B2) si è adottata una procedura analoga, con risultati tuttavia di incerta attendibilità (Tabella 11), data la natura non sempre chiara dei dati contenuti nelle *Analisi delle dichiarazioni*. Per il loro basso valore i risultati non hanno un peso significativo sulla stima dell'importo delle detrazioni totali.

5.2. Detrazioni per carichi di famiglia

La stima delle detrazioni spettanti per oneri di famiglia segue due diverse procedure. Per il coniuge e altri familiari a carico vale lo schema dell'equazione (10), mentre per i figli a carico si è dovuta seguire una diversa procedura.

Le Tavole B3 e B4 illustrano l'evoluzione legislativa delle detrazioni per il *coniuge a carico* e per gli *altri familiari a carico*. Per la detrazione per il coniuge a carico, ad eccezione del 1995 dove la detrazione era indipendente dal livello di reddito, essa è diventata condizionale al reddito dal 1996: si parte da 546 euro per redditi fino a 15.494 euro, per arrivare a 422 euro per redditi superiori a 51.646 euro. Per gli altri familiari a carico, solo nel 2001 e 2002 l'ammontare della detrazione spetta in base alla capacità contributiva: nel 2002, ad esempio, 304 euro di detrazione a fronte di redditi fino a 51.646 euro e 285 euro per redditi superiori. Le stime delle detrazioni sono risultate nel 1995 di 2,3 miliardi di euro e di 0,74 miliardi per il coniuge a carico e per gli altri familiari rispettivamente (Tabella 10).

Più complessa si presenta, invece, la stima delle detrazioni per i *figli a carico*. Ciò dipende dalla varietà delle fattispecie previste dalla legislazione, che tratta in modo differenziato l'importo della detrazione per figli a carico in relazione alla struttura della famiglia (coppie o nuclei mono-parentali), al numero dei figli ed infine al livello dei redditi del contribuente. A ciò si aggiungono le difficoltà di determinare il numero di figli a carico dato che le statistiche Istat forniscono informazioni solo per i figli minori (che sono a carico dei genitori) e non per i figli maggiorenni che possono o no essere a carico del contribuente[23]. La Tavola B5 fornisce le disposizioni di legge che hanno regolato le detrazioni per figli a carico nel corso degli anni: per le coppie, l'assegnazione della detrazione si è complicata a partire dal 2001, anno in cui la detrazione ha iniziato a dipendere, oltre che dal livello di reddito, anche dal fatto che il figlio fosse il primogenito o meno. Negli anni dal 1995 al 1997 la detrazione spettava ad entrambi i genitori in misura uguale: gli importi riportati nella tavola sono stati dunque moltiplicati per due per avere una misura della detrazione complessiva spettante. Per i

---

[23] Per semplicità, nell'analisi che segue, si sono considerate solo le detrazioni relative ai figli minori (restando così esclusi i figli maggiorenni a carico). Perciò l'espressione "detrazioni per figli a carico" deve essere intesa come "detrazioni per i figli minori", essendo rinviata a successiva indagine la stima delle detrazioni per figli maggiorenni a carico.

nuclei familiari mono-parentali, invece, a partire dal 2001 la detrazione per il primo figlio è stata resa indipendente dal reddito (dal 1997 al 2000 spettava in misura pari alla detrazione per il coniuge ed era legata ai livelli di reddito).

Nella stima delle detrazioni per i figli a carico si è fatto riferimento alla composizione familiare dell'Istat, che fornisce le percentuali di alcune tipologie familiari con figli minori sul totale delle famiglie residenti. Come illustrato nella Tavola C1, i tipi di famiglia con figli minori si suddividono in: coppie con un figlio, due figli e tre o più figli minori; famiglie mono-parentali con solo figli minori; altre tipologie familiari con figli minori. Le famiglie con minori sono il 29,9% del totale, pari a poco meno di 6,6 milioni di unità.

Per ottenere una stima delle detrazioni per i figli a carico occorre stimare il numero dei figli minori e distinguere tra primogeniti e figli successivi al primo. La stima del *numero di figli minori* (illustrata in dettaglio nell'Appendice C) segue il criterio in base al quale il numero di figli delle coppie con un solo figlio è pari al numero stesso delle coppie, il numero di figli delle coppie con due figli è pari a due volte il numero delle coppie e così via (lo schema metodologico è illustrato nella Tavola C2). I risultati possono essere così sintetizzati: 7,5 milioni di figli minori per le coppie, circa 0,4 milioni per i nuclei mono-parentali, 2,1 milioni per la altre tipologie familiari, per un totale di 10 milioni di figli minori (Tavola C4).

La stima del *numero dei primi figli e di quelli successivi al primo* segue il principio della stima del numero di figli. Ad esempio, il numero di figli successivi al secondo nelle coppie con tre o più figli è ricavabile dalla differenza tre il numero totale di figli e il numero di primi figli minori di questa tipologia familiare e così via (Tavola C3). Per citare qualche numero: sono poco più di 3 milioni i figli successivi al primo nelle coppie, circa ottanta mila quelli nei nuclei mono-parentali e poco più di 400 mila quelli nelle altre tipologie familiari (Tavola C4). Come si ha già avuto modo di osservare, in anni diversi, le detrazioni per figli sono dipese dai livelli di reddito dei genitori (tra il 1997 e il 2000 per i nuclei mono-parentali e negli anni 2001- 2002 per le coppie) e quindi per attribuire le detrazioni nella giusta proporzione sarebbe necessario avere la distribuzione del reddito per tipologia familiare. Non essendo questa disponibile, si è utilizzata come approssimazione la distribuzione DR dei redditi dei contribuenti totali.

Come già evidenziato, poiché le detrazioni per figli dipendono, oltre che dal reddito, anche dalla composizione familiare e poiché i dati DR non forniscono la scomposizione delle detrazioni per tipologia familiare, non è stato possibile ottenere una stima delle detrazioni per scaglione, ma solo l'ammontare complessivo: esso è risultato pari a 1,1 miliardi di euro nel 1995, mostrando una sottostima dell'1,4% rispetto al valore effettivo (tabelle 10 e 11).

Complessivamente, le stime delle detrazioni per il coniuge, i figli e gli altri familiari sono risultate pari a 3,5 miliardi di euro nel 1995 (Tabella 10), contro i 3,3 miliardi di euro effettivi (Tabella 9), con una leggera sovrastima.

5.3. Detrazioni per oneri personali

Le detrazioni per oneri personali includono una varietà di spese sostenute dal contribuente per le quali è consentito detrarre dall'imposta una percentuale (che negli anni è stata variabile tra il 22 e il 19%) della spesa ammessa. Tali detrazioni hanno la finalità di personalizzare il tributo, in relazione a circostanze che modificano la capacità contributiva, e di introdurre agevolazioni e incentivi a favore di determinati impieghi del reddito. Le spese di maggiore rilievo sono quelle per gli interessi sui mutui, le spese mediche, le spese per la frequenza di corsi di istruzione secondaria e universitaria, i premi di assicurazione sulla vita ecc.

Mentre per il 1995 gli oneri personali stimati sono stati posti uguali a quelli effettivi, per le proiezioni al 2002 si è applicato al monte complessivo degli oneri dichiarati per il 1995 il tasso di crescita del Pil nominale. Agli importi risultanti è stata applicata la percentuale di detrazione stabilita dalla legge per ciascun anno fino al 2002 (22% dal 1995 al 1997 e 19% dal 1998 al 2002). I risultati presentati in Tabella 10 mostrano un valore di 3,6 miliardi di euro nel 1995 e di 4,2 miliardi nel 2002.

5.4. Totale delle detrazioni e Irpef netta

La sintesi delle stime effettuate sull'importo delle detrazioni stimate per gli anni dal 1995 al 2002 è riportata nelle tabelle 10 e 11. Per gli anni 1995 e 1998, il confronto tra i valori ottenuti dalle stime con i valori effettivi risultanti dalle dichiarazioni mostra una sovrastima che è pari al 5,4% nel 1995 e al 3,9% nel 1998.

Tabella 12. Irpef 1995: valori effettivi e stimati

		miliardi di euro
	Valori effettivi	Valori stimati
Irpef lorda	87,5	92,1
Detrazioni	15,7	16,5
Irpef netta	71,8	75,6

La sovrastima è concentrata nelle detrazioni per la produzione del reddito da lavoro dipendente, caratterizzata come si è detto dall'inadeguato trattamento del fenomeno dell'incapienza dei redditi più bassi.

In conclusione, una volta stimate l'Irpef lorda e le detrazioni, si calcola l'Irpef netta, che nel 1995 risulta pari a 75,6 miliardi di euro, contro i 71,8 miliardi di euro che risultano dalle dichiarazioni (Tabella 12).

Par. 6. Proiezioni della distribuzione del reddito e stime del gettito

Nella prospettiva di proiettare le stime Irpef al 2002 e anni successivi, è utile riprendere le considerazioni svolte alla fine del Par. 2 nelle quali si richiamava la possibilità di proiettare in avanti la distribuzione del reddito, nell'ipotesi restrittiva che il reddito vari in modo uniforme in tutte le classi. A queste condizioni i parametri *alfa*, *beta* e *delta* della funzione di Dagum rimangono invariati, mentre il parametro *lambda* varia in relazione alla variazione del reddito medio. L'ipotesi di invarianza della distribuzione del reddito dichiarato merita di essere verificata e una prima analisi sarà possibile utilizzando i dati delle dichiarazioni del 1998 che si sono resi disponibili solo di recente. Sarà anche possibile verificare eventuali mutamenti nella distribuzione dei redditi dichiarati e se tali mutamenti possano in qualche modo essere previsti.

Nelle stime finora effettuate, il reddito dichiarato 1995 è stato portato al 2002 sulla base della dinamica della base imponibile. Tale dinamica è espressa dal coefficiente k richiamato nell'equazione (6) nella quale la frequenza cumulata prima corrispondente al livello di reddito x ora corrisponde al livello di reddito kx, secondo la relazione $l^* = l k^{-d}$. Il coefficiente k è definito come il rapporto tra la base imponibile attribuibile alle tre distinte categorie di percettori i al tempo t (BI_t^i) e quella dell'anno di riferimento, nel nostro caso il 1995 (BI_{1995}^i):

$$k_t^i = BI_t^i \big/ BI_{1995}^i \qquad t = 1995,\ldots,T \qquad (9)$$

Sulla base della distribuzione del reddito proiettata al 2002 è possibile stimare, con le stesse procedure utilizzate per il 1995, l'Irpef lorda per scaglioni utilizzando le aliquote vigenti nel 2002 e successivamente l'Irpef netta complessiva, passando attraverso la proiezione delle detrazioni. L'Irpef lorda è risultata di 124,7 miliardi di euro (scomposta in 71,5 miliardi per i lavoratori dipendenti, 32,6 per i pensionati e 20,5 per gli altri), mentre quella netta di 101,2 in seguito ad una proiezione delle detrazioni pari a 23,5 miliardi (Tabella 13).

Con la stessa procedura è stata stimata l'Irpef del 1998: il gettito lordo è risultato di 108,6 miliardi di euro, mentre quello netto di 87,0 miliardi, da confrontarsi con i 114,5 miliardi di Irpef lorda effettiva e con i 94,7 miliardi di Irpef netta effettiva ricavabile dai dati DR sui redditi 1998.

Per il 2002 non è possibile effettuare un confronto diretto con le DR in quanto non ancora disponibili: l'unico dato è quello di contabilità nazionale relativo all'Irpef netta, valutata in 125,3 miliardi nel 2002. Le due fonti non sono direttamente confrontabili (infatti mostrano sostanziali differenze anche per il 1995 ed il 1998: 83,9 e 102,9

Tabella 13. Proiezioni Irpef 1998 e 2002

miliardi di euro	1998	2002	1995 *stime*
Irpef lorda	**108,6**	**124,7**	**92,1**
di cui:			
lavoratori dipendenti	61,8	71,5	54,3
pensionati	27,5	32,6	22,7
altri	19,3	20,5	15,1
Detrazioni	21,6	23,5	16,5
Irpef netta	**87,0**	**101,2**	**75,6**

miliardi di euro rispettivamente).

Tuttavia, è interessante rilevare come, sul periodo 1995-2002, il tasso di crescita dell'Irpef di contabilità nazionale sia stato del 33%, contro un tasso di crescita proiettato sulla base dei dati DR pari al 35%. Anche prima dei risultati di ulteriori approfondimenti (attualmente in corso), si può ritenere che il risultato presentato abbia una sua attendibilità.

Par. 7. Conclusioni

Il presente lavoro è stato finalizzato a costruire un modello diretto alla stima e alla previsione del gettito Irpef. Esso è passato attraverso la stima della funzione continua di distribuzione del reddito proposta da Dagum utilizzando, in via provvisoria, i dati dei redditi dichiarati per il 1995. La funzione interpolante applicata alle tre categorie di percettori (lavoratori dipendenti, pensionati e altri) ha mostrato un buon grado di adattamento ai dati ed ha consentito di stimare, prima, l'ammontare di reddito lordo incluso negli scaglioni Irpef e, successivamente, l'Irpef lorda, tenendo conto degli oneri deducibili ed utilizzando le aliquote Irpef vigenti. Il passo successivo è stato quello di calcolare l'importo delle detrazioni per tipologia (produzione del reddito, carichi di famiglia e oneri personali) con un metodo che ne ha consentito la stima anche per gli anni sino al 2002. Per differenza si è ottenuta la stima dell'Irpef netta. Questa procedura applicata al 1995 ha fornito un valore stimato del gettito Irpef di 75,6 miliardi di euro, a fronte di 71,8 miliardi di euro effettivi.

La proiezione al 1998 ed al 2002 dei redditi per scaglione e del gettito dell'Irpef lorda è stata effettuata nell'ipotesi di invarianza della distribuzione dei redditi. Utilizzando scaglioni, aliquote, caratteristiche ed importi delle detrazioni vigenti in entrambi gli anni, si è ottenuta un'Irpef netta per il 1998 di 87,0 miliardi di euro e di 101,2 miliardi per il 2002. Mancando le informazioni sul debito d'imposta Irpef per il 2002 non è possibile un confronto diretto tra valori effettivi e valori stimati per questo anno. Utilizzando però i dati di contabilità nazionale si rileva, per il periodo 1995-2002, un incremento del gettito Irpef pari al 33% che si confronta con un incremento da noi stimato del 35%.

E' utile segnalare che l'errore di stima dell'Irpef lorda nel 1995 è imputabile alla sovrastima dell'Irpef dovuta dai lavoratori dipendenti e dai pensionati, in particolare connesso con la sovrastima dei redditi medio-alti. Questa particolarità dell'errore è in corso di esame e forse ad essa si potrà ovviare con qualche accorgimento.

Merita approfondimento anche la questione della proiezione in avanti delle stime in base all'invarianza della distribuzione, una questione questa di particolare complessità dato che è opinione comune che nel periodo tra il 1995 e il 2002 si siano avuti importanti recuperi di base imponibile Irpef: non è quindi ovvio che sia corretto ipotizzare, ai fini delle stime, un'invarianza della distribuzione dei redditi dichiarati.

Inoltre si segnala che nella stima degli oneri personali e di alcune categorie di detrazioni sono state fatte ipotesi semplificatrici per tenere conto delle esigenze del modello macroeconomico di Prometeia, in cui i procedimenti di stima di Irpef lorda, detrazioni ed Irpef netta sono stati inseriti.

Tra i risultati rilevanti di questo lavoro è da segnalare la possibilità di interpolare una distribuzione del reddito per classi con un'unica funzione continua, diversamente da quanto è spesso avvenuto in passato, quando sono state utilizzate diverse funzioni per diversi segmenti della distribuzione.

Come è stato messo in evidenza, il modello presentato porta a ricostruire il gettito Irpef in presenza di mutamenti dei parametri strutturali del tributo. Non si presta tuttavia a trattare in modo semplice i mutamenti dell'Irpef dovuti al passaggio dal regime delle detrazioni a quello delle deduzioni introdotto, a partire dal 2003, con la legge n. 289/02. E' noto che deduzioni del reddito e detrazioni dall'imposta portano facilmente agli stessi risultati quantitativi in presenza di un tributo proporzionale sul reddito. Non è, però, questo il caso italiano nel quale l'Irpef è fortemente progressiva ed ove la progressività é realizzata, nelle bassi classi di reddito, grazie alla struttura delle detrazioni. Per adattare il modello alla nova realtà sarà quindi necessario affrontare la stima, per classi di reddito, delle nuove deduzioni. Un compito non facile in quanto non sembrano esistere, ad oggi, informazioni adeguate.

Bibliografia

Banca d'Italia (1998), *Indagine sui bilanci delle famiglie italiane nell'anno 1998*, Banca d'Italia, Roma.

Birta L.G. (1976), "OPTPAK a Program Package for Unconstrained Function Minimization", *Technical Report TR 76-02*, University of Ottawa.

Bosi P., Guerra M.C. (2003), *I tributi nell'economia Italiana*, Il Mulino, Bologna.

Buratti C. (1984), "Modello di previsione del gettito Irpef", Econpubblica - Università Commerciale L. Bocconi e Dipartimento di Economia Politica e Territoriale - Università di Pavia.

Commissione d'indagine sull'esclusione sociale (2002), *Rapporto sulle politiche contro la povertà e l'esclusione sociale, 1997-2001*, a cura di Chiara Saraceno, Carocci Editore.

Dagum C. (1977), "A new model of personal income distribution", *Economie Appliquée*, Tome XXX, n. 3, Librairie Droz, Genève.

Dagum C. (1980), "The generation and distribution of income, *Economie Appliquée*, Tome XXXIII, n. 2, Librairie Droz, Genève.

Dagum C., Chiu K. (1991), *User's manual for the program EPID (Econometric Package for Income Distribution) for personal computers*, Statistics Canada, Ottawa.

Dagum C., Costa M. (2000), "Analisi statistica di variabili economiche: un modello generale. Le distribuzioni del capitale umano, della ricchezza, del reddito e del debito", *Statistica*, Anno LX, n. 4.

Dagum C., Slottje D.J. (2000), "A new method to estimate the level and distribution of household human capital with application", *Structural Change and Economic Dynamics*, No. 11.

Gastaldi F., Liberati P. (2000), "Imposte e redistribuzione in Italia", in Garofalo G., Pedone A. (a cura di), *Distribuzione, redistribuzione e crescita*, Franco Angeli, Milano.

ISTAT (2001), *Indagine sui consumi delle famiglie 2000*, ISTAT, Roma.

ISTAT (2003), *Rapporto annuale. La situazione del paese nel 2002*, ISTAT, Roma.

Marenzi A. (1996), "Prime analisi sulla distribuzione dell'evasione Irpef per categorie di contribuenti e per livelli di reddito", in N. Rossi (a cura di), *Competizione e giustizia sociale*, Il Mulino, Bologna.

Ministero dell'Economia (2003), *Relazione generale sulla situazione economica del paese, 2002*, Vol. III, Ministero dell'Economia, Roma.

Ministero delle Finanze (2000), *Analisi delle dichiarazioni dei redditi delle persone fisiche presentate nel 1996*, Ministero delle Finanze, Roma.

Rimini L. (1991), "Stima della funzione di distribuzione dei redditi tramite forme composte per i modelli di previsione del gettito Irpef", in Bernardi L. (a cura di), *Analisi e modelli per la gestione della finanza pubblica*, Il Mulino, Bologna.

Singh S.K., Maddala G.S. (1976), "A function for size distribution of incomes", *Econometrica*, Vol. 44, No. 5.

APPENDICE A
ASPETTI FORMALI DEL MODELLO DI DAGUM

La ***funzione di densità*** ***f*(*x*)** associata al modello di Dagum assume la forma:

$$0<a<1: \qquad f(x)=\begin{cases} a & x=0 \\ (1-a)\,b\,l\,d\,x^{-d-1}(1+l\,x^{-d})^{-b-1} & x>0 \\ 0 & x<0 \end{cases} \qquad \text{(A1)}$$

$$a=0: \qquad f(x)=\begin{cases} (b\,l\,d\,x^{-d-1}(1+l\,x^{-d})^{-b-1} & x>0 \\ 0 & x\le 0 \end{cases} \qquad \text{(A2)}$$

$$a<0: \qquad f(x)=\begin{cases} b\,l\,d(x-x_0)^{-d-1}[1+l\,(x-x_0)^{-d}\,]^{-b-1} & x>x_0 \\ 0 & x\le x_0 \end{cases} \qquad \text{(A3)}$$

Il ***valore atteso*** ***E*(*x*)** della distribuzione è il seguente:

$$0<a<1 \qquad E(x)=(1-a)\,b\,l^{1/d}\,B(b+1/d,1-1/d) \qquad d>1 \qquad \text{(A4)}$$

$$a=0 \qquad E(x)=b\,l^{1/d}\,B(b+1/d,1-1/d) \qquad d>1 \qquad \text{(A5)}$$

$$a<0 \qquad E(x)=x_0+b\,l^{1/d}\,B(b+1/d,1-1/d) \qquad d>1 \qquad \text{(A6)}$$

dove $B(b+1/d,1-1/d)$ è la *funzione beta* di Eulero con parametri $(b+1/d)$ e $(1-1/d)$.

Le ***curve di Lorenz*** **$L[F(x)]$** associate al modello di Dagum sono:

$$0<a<1 \qquad L(x_i)=I\left\{[(F(x_i)-a)/(1-a)]^{1/b}\,;b+1/d,\;1-1/d\right\} \qquad d>1 \quad \text{(A7)}$$

$$a=0 \qquad L(x_i)=I\left\{[F(x_i)]^{1/b}\,;b+1/d,\;1-1/d\right\} \qquad d>1 \quad \text{(A8)}$$

$$a<0 \qquad L(F)=\frac{x_0F}{x_0+E(x;a=0)}+\frac{E(x;a=0)}{x_0+E(x;a=0)}I(F^{1/b}\,;b+1/d,\;1-1/d) \qquad d>1 \quad \text{(A9)}$$

dove:
$I\left\{[(F(x_i)-a)/(1-a)]^{1/b}\,;b+1/d,\;1-1/d\right\}$ e $I\left\{[F(x_i)]^{1/b}\,;b+1/d,\;1-1/d\right\}$

sono le *funzioni di probabilità beta incompleta* valutate nei punti $[(F-a)/(1-a)]^{1/b}$ e $F^{1/b}$ rispettivamente, e $E(x; a=0)$ è il valore atteso del caso $a=0$.

Gli ***indici di Gini*** G associati al modello di Dagum sono:

$0 < a < 1$	$G = (2a-1) + (1-a)\dfrac{\Gamma(b)\Gamma(2b+1/d)}{\Gamma(2b)\Gamma(b+1/d)}$	$d > 1$	(A10)
$a = 0$	$G = -1 + \dfrac{\Gamma(b)\Gamma(2b+1/d)}{\Gamma(2b)\Gamma(b+1/d)}$	$d > 1$	(A11)
$a < 0$	$G = \dfrac{E(x; a=0) \cdot G(a=0)}{x_0 + E(x; a=0)}$	$d > 1$	(A12)

dove $\Gamma(.)$ è la funzione gamma.

Le funzioni di probabilità *beta* e *beta incompleta*

La *funzione di probabilità beta* con parametri a e b nella sua forma generale si presenta come segue:

$$B(a,b) \equiv \int_0^1 x^{a-1}(1-x)^{b-1}dx = \frac{\Gamma(a)\Gamma(b)}{\Gamma(a+b)} \qquad a, b > 0 \qquad \text{(A10)}$$

La *funzione di probabilità beta incompleta* $I(q;\, a,\, b)$ con parametri a e b, valutata in q, si presenta come:

$$I\ (q; a, b) \equiv \frac{B(q; a,b)}{B(a,b)} = \frac{\int_0^q t^{a-1}(1-t)^{b-1}dt}{\int_0^1 x^{a-1}(1-x)^{b-1}dx} \qquad a, b > 0 \qquad \text{(A11)}$$

dove $B(q;\, a,\, b)$ è la funzione beta incompleta.

Nel nostro caso specifico, il parametri a e b sono esprimibili in termini dei parametri del modello di Dagum come: $a = b + 1/d$, $b = 1 - 1/d$, e il punto q_i in cui la funzione beta incompleta è valutata:

$q_i = \left[\dfrac{F(x_i) - a}{1-a}\right]^{1/b}$ oppure $q_i = [F(x_i)]^{1/b}$, con $q \in [0;1]$, a seconda che la curva di Lorenz da calcolare sia quella del caso $0 < a < 1$ o quella del caso $a \leq 0$.

L'indice di Gini

Per $b = 1$, la precedente espressione A10 diventa:

$$G = (2a - 1) + (1 - a)\frac{\Gamma(2 + 1/d)}{\Gamma(1 + 1/d)}$$, in quanto $\Gamma(1) = \Gamma(2) = 1$.

In base alla proprietà ricorsiva della funzione gamma, $\Gamma(1 + 1/d) = \frac{1}{d}\Gamma(1/d)$ si ha:

$$G = (2a - 1) + (1 - a)\frac{(1 + 1/d)(1/d)\Gamma(1/d)}{(1/d)\Gamma(1/d)} = (2a - 1) + (1 - a)(1 + 1/d) = a + \frac{1 - a}{d}$$

da cui: $\frac{\partial G}{\partial a} = 1 - 1/d > 0$, $\frac{\partial G}{\partial} = -\frac{1 - a}{d^2} < 0$

Si può anche dimostrare che, per il caso generale $b \neq 1$, vale la relazione $\frac{\partial G}{\partial b} < 0$,

APPENDICE B
CARATTERISTICHE E IMPORTI DELLE DETRAZIONI

Tavola B1. Detrazioni lavoro dipendente: legislazione 1995 e 2002

	1995			2002			1995	2002
	Reddito *Fino a ?*	Detraz. annua		Reddito *Fino a ?*	Detraz. annua	Classi di reddito	Detraz. media (*)	Detraz. media (**)
A.	7.747	532	A.	6.197	1.147	0 - 10329	470	816
	7.798	512		6.352	1.085	10329 - 15494	405	542
	7.850	473		6.507	1.033	15494 - 30987	405	465
	7.902	430		7.747	981	30987 - 69722	405	210
B.	> 7.902	405		7.902	904	> 69722	405	52
				8.057	826			
				8.212	749			
				8.263	687			
				8.780	651			
				9.296	615			
				9.813	578			
			B.	15.494	542			
			C.	20.658	491			
			D.	25.823	439			
				30.987	387			
				31.142	336			
				36.152	284			
				41.317	232			
				46.481	181			
				46.688	129			
				51.646	77			
			E.	> 51.646	52			

(*) Per la prima classe di reddito la detrazione media corrisponde alla media aritmetica semplice dei valori delle detrazioni compresi tra A. e B. Per le altre classi la detrazione media è quella corrispondente allo scaglione B.

(**) Per la prima classe di reddito la detrazione media corrisponde alla media aritmetica semplice dei valori delle detrazioni compresi tra A. e B. Per la seconda classe la detrazione media è quella corrispondente allo scaglione B. Per la terza classe, la detrazione media corrisponde alla media semplice dei valori delle detrazioni compresi tra C e D, ecc.

Tavola B2. Detrazioni da lavoro autonomo: legislazione 1995 e 2002

1995			2002		
Reddito		Detrazione annua	*Reddito*		Detrazione annua
Fino a ?		*euro*	*Fino a ?*		*euro*
4.442		110	4.700		573
4.493		88	4.803		516
4.596		42	4.958		465
oltre	4.596	0	5.113		413
			7.747		362
			7.902		310
			8.263		248
			8.780		212
			9.296		176
			9.813		139
			15.494		103
			30.987		52
			oltre	30.987	0

Tavola B3. Detrazioni per coniuge a carico: legislazione 1995-2002

	1995	1996-2002		
	detrazione annua	*Reddito*		detrazione annua
	euro	*Fino a ?*		*euro*
Per ogni reddito:	422	15.494		546
		30.987		497
		51.646		459
		oltre	51.646	422

Tavola B4. Detrazioni per altri familiari a carico: legislazione 1995-2002

	1995-97	1998-99	2000		2001	2002
	detrazione annua				detrazione annua	
			euro			*euro*
Per ogni reddito, per ogni familiare:	67	174	211	Reddito *Fino a ?*		
				51.646	285	304
				Oltre a:		
				51.646	266	285

Tavola B5. Detrazioni annue per figli a carico: legislazione 1995-2002

	1995-96	1997	1998-99	2000		2001	2002
	(*)	(*)		*euro*			*euro*
Coppie					*Coppie*		
					Reddito		
Per ogni reddito,					*fino a: 51.646*		
per ogni figlio:	98	98	174	211	1° figlio	285	304
					altri figli	318	337
					oltre: 51.646		
					per ogni figlio	267	285
Monogenitori:					*Monogenitori:*		
1° figlio	422	= coniuge	= coniuge	=coniuge	1° figlio	546	546
2° figlio	98	98	174	211	altri figli	285	285

(*) Dal '95 al '97 la detrazione per figli nelle coppie è stata moltiplicata per 2, in quanto spettava nella stessa misura ad entrambi i genitori.

APPENDICE C
METODOLOGIA DI CALCOLO DELLE DETRAZIONI PER FIGLI A CARICO

Il calcolo della spesa complessiva per le detrazioni per figli a carico è resa più complessa, rispetto alle altre categorie, per il fatto che la legislazione, come illustrato in Tavola B5, ha imposto cambiamenti frequenti, ma soprattutto ha legato gli importi spettanti alla composizione familiare e contemporaneamente, in alcuni casi, ai livelli di reddito.

In questa appendice si entra nel dettaglio del procedimento di stima delle suddette detrazioni. Si procede prima con il calcolo del numero di figli minori per tipologia familiare (coppie, mono-genitori e altre tipologie familiari) e poi con il numero di primi figli e figli successivi al primo: la loro conoscenza consente di determinare il numero di detrazioni spettanti a ciascun nucleo familiare, numero che moltiplicato per l'ammontare alla detrazione spettante permette di ottenere la spesa complessiva per detrazioni.

A) Stima del numero di figli minori (Tavola C2):

- per le coppie con un solo figlio, il numero di figli corrisponde al numero delle coppie;

- per le coppie con due figli il numero di figli è pari al doppio del numero delle coppie;
- per le coppie con tre o più figli si è scelto un fattore moltiplicativo pari a 3,5.
- per le famiglie mono-parentali e le altre tipologie familiari si è moltiplicato il numero delle famiglie per il numero medio di figli (1,2), così come fornito dall'Istat.

B) Stima del numero dei primi e dei figli successivi al primo (Tavola C3):

- Il numero dei primi figli è pari al numero delle famiglie, per ciascuna categoria familiare;
- Il numero dei secondi figli è pari al numero delle famiglie con più di un figlio;
- Il numero dei figli successivi al primo è, per le coppie con due figli, pari al numero stesso delle coppie, mentre, per le coppie con più di due figli, è pari al numero di figli minori meno i primi figli;
- Il numero dei figli successivi al secondo, nelle famiglie con tre o più figli, è pari al numero di figli minori al netto dei primi e dei secondi figli (o al netto di due volte il numero di coppie).
- Per il calcolo del numero di figli successivi al primo nelle categorie D ed E, si è utilizzato il fattore moltiplicativo 0,2 da intendersi come la porzione del numero medio di figli attribuibile ai figli che eccedono il primo.

La Tavola C4 riporta i risultati numerici delle elaborazioni sopra descritte.

C) Ammontare complessivo delle detrazioni:

Una volta ottenute le stime di cui al punto A) e B) è possibile procedere con il calcolo dell'ammontare complessivo delle detrazioni, non prima però di avere determinato la distribuzione dei redditi delle tipologie familiari all'interno degli scaglioni di reddito (approssimata con la distribuzione dei redditi dei contribuenti totali, Tavola C5). Dati i cambiamenti legislativi intervenuti nel corso degli anni, si è proceduto analizzando tre periodi all'interno dei quali la struttura legislativa si è mantenuta simile (Tavola B5): 1995-96, 1997-2000 e 2001-02.

Per gli anni 1995-1996[1]:

A. Coppie:

detrazione per figli = (ammontare detrazione)*(n. totale figli minori delle coppie)

[1] In entrambi gli anni l'ammontare della detrazione nelle coppie è stata moltiplicata per due, in quanto spettava in pari misura ad entrambi i genitori.

B. Monogenitori:

1. detrazione per primi figli = (ammontare detrazione)*(n. primi figli dei monogenitori);
2. detrazione per secondi figli e successivi = (ammontare detrazione)*(n. secondi figli e successivi dei monogenitori).

Per gli anni 1997-2000[2]:

A. Coppie:

detrazione per figli = (ammontare detrazione)*(n. totale figli minori delle coppie)

B. Monogenitori:

1. detrazioni per primi figli = detrazione * (% di famiglie con redditi all'interno degli scaglioni per coniuge a carico)*(n. di figli dei monogenitori);
2. detrazioni per secondi figli e oltre = (ammontare detrazione)*(n. figli minori dei monogenitori).

Per gli anni 2001 e 2002:

A. Coppie con redditi minori o uguali a 51.646 euro:

1. detrazioni per i primi figli = (ammontare detrazione 1° figlio)*(% di famiglie con redditi fino a 51.646 euro)*(n. di primi figli in tutte le 3 tipologie famigliari: Cat.A + Cat.B + Cat.C);
2. detrazioni per i secondi figli = (ammontare detrazione altri figli)*(% di famiglie con redditi fino a 51.646 euro)*(n. di secondi figli nelle 2 tipologie famigliari: Cat.B + Cat.C);
3. detrazioni per i terzi e più figli = (ammontare detrazione altri figli)*(% di famiglie con redditi fino a 51.646 euro)*(n. di terzi figli nella tipologia familiare Cat.C);

→ le detrazioni per altri figli sono date dalla somma di 2. + 3.

B. Coppie con redditi superiori a 51.646 euro:

Vale lo stesso procedimento di cui sopra, fatta ovviamente eccezione per il livello di reddito.

---

[2] Nel 1997 l'ammontare della detrazione nelle coppie è stata moltiplicata per due, in quanto spettava in pari misura ad entrambi i genitori.

C. Mono-genitori:

1. detrazioni per primo figlio = (ammontare detrazione 1° figlio)*(numero di primi figli in tutte le 3 tipologie famigliari: Cat.A + Cat.B + Cat.C);
2. detrazioni per i secondi figli = (ammontare detrazione altri figli)*(numero di secondi figli nelle 2 tipologie famigliari: Cat.B + Cat.C);
3. detrazioni per i terzi e più figli = (ammontare detrazione altri figli)*(numero di terzi figli nella tipologia famigliare Cat.C);

→ le detrazioni per altri figli sono date dalla somma di 2. + 3.

Tavola C1. Composizione familiare (*)

Categorie familiari		Percentuali sul totale famiglie	Frequenze
	Coppie con:		
Categoria A	1 figlio minore	9,2%	2.020.964
Categoria B	2 figli minori	9,4%	2.064.898
Categoria C	3 o più figli minori	1,8%	395.406
	Monogenitori con:		
Categoria D	solo figli minori	1,5%	329.505
	Altre tipologie familiari con		
	solo figli minori	8,0%	1.757.360
Categoria E	*Totale famiglie con minori*	29,9%	6.568.133
	Totale famiglie residenti		21.967.000

(*) Fonte: ISTAT, 2000

Tavola C2. Come stimare il numero di figli minori

Categorie familiari		Numero di figli minori (*)
	Coppie con:	
Categoria A	1 figlio minore	Numero coppie
Categoria B	2 figli minori	2 * (numero coppie)
Categoria C	3 o più figli minori	3,5 * (numero coppie)
	Monogenitori con:	
Categoria D	solo figli minori	1,2 * (numero monogenitori)
	Altre tipologie familiari con:	
Categoria E	solo figli minori	1,2 * (numero famiglie)

(*) 1,2 è il numero medio di figli per famiglia (ISTAT, 1996), mentre il fattore 3,5 è un'approssimazione del numero di figli superiore a tre.

Tavola C3. Come stimare il numero di "primi" e "non primi" figli

Categorie familiari		Primi figli	Secondi figli	Figli successivi al secondo	Figli successivi al primo (**)
Coppie con:					
Cat. A	1 figlio minore	N. coppie	0	0	0
Cat. B	2 figli minori	N. coppie	N. coppie	0	N. coppie
Cat. C	3 o più figli minori	N. coppie	N. coppie	N. figli minori - (primi+secondi) = n. figli minori - 2* (n. coppie)	N. figli minori - primi figli
Monogenitori con:					
Cat. D	solo figli minori	N. monogenit.			0,2 * (n. figli minori)
Altre tipologie fam. con:					
Cat. E	solo figli minori	N.famiglie			0,2 * (n. figli minori)

(**) Il fattore 0,2 è il residuo del numero medio di figli 1,2.

Tavola C4. Struttura familiare e figli minori (*)

Categorie familiari		Percentuali sul totale famiglie	Numero famiglie	**Numero figli minori**	Numero primi figli	Numero secondi figli	Numero di figli successivi al secondo	Numero di figli successivi al primo
	Coppie con:							
Cat. A	1 figlio minore	9,2	2.020.964	2.020.964	2.020.964	0	0	0
Cat. B	2 figli minori	9,4	2.064.898	4.129.796	2.064.898	2.064.898	0	2.064.898
Cat. C	3 o più figli minori	1,8	395.406	1.383.921	395.406	395.406	593.109	988.515
	Sub-totale 1		4.481.268	**7.534.681**	4.481.268	2.460.304	593.109	3.053.413
	Monogenitori con:							
Cat. D	solo figli minori	1,5	329.505	395.406	329.505			79.081
	Sub-totale 2			**7.930.087**				
	Altre tipologie familiari con:							
Cat. E	solo figli minori	8,0	1.757.360	2.108.832	1.757.360			421.766
	Sub-totale 3			**10.038.919**				
	Totale famiglie con minori	29,9	6.568.133	**7.881.760**				
	N. figli minori esclusi figli di monogenitori			**9.643.513**				
	Famiglie totali		21.967.000					
	Numero medio figli (**)	1,2						
	Numero detrazioni figli (°)	9.455.170						

(*) ISTAT 2000, se non diversamente specificato.

(**) ISTAT 1996

(°) Dichiarazioni dei redditi 1996